



## **Documentos de Trabajo**

### **¿Qué protección social ofrecería un pilar de “cuentas nacionales” en Uruguay?**

**Álvaro Forteza y Ianina Rossi**

**Documento No. 02/10**  
Febrero 2010

ISSN 1688-5031

# **¿Qué protección social ofrecería un pilar de “cuentas nocionales” en Uruguay?**

Alvaro Forteza y Ianina Rossi<sup>1</sup>

Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales,  
Universidad de la República, Uruguay

---

<sup>1</sup> [Alvarof@decon.edu.uy](mailto:Alvarof@decon.edu.uy), [Ianina@decon.edu.uy](mailto:Ianina@decon.edu.uy)

## Resumen

Usualmente se argumenta que un régimen de aporte definido puro no es adecuado para proteger a los individuos contra el riesgo de pobreza en la vejez, dado que no incorpora ninguna redistribución de los ingresos del sistema. Sin embargo, en este documento mostramos que las cuestiones de cobertura insuficiente y escasa protección social pueden ser más graves en un régimen de beneficio definido que en uno de aporte definido si los individuos tienen historias de contribución cortas. Utilizando registros administrativos de historia laboral de Uruguay, computamos los patrones de contribución e ingresos laborales, y simulamos los derechos pensionarios de una cohorte hipotética, suponiendo que estos patrones no se han modificado. Caracterizamos la distribución de los derechos de pensión y calculamos el costo de las pensiones bajo ambos sistemas, es decir, el actual pilar de reparto de beneficio definido+cuentas individuales y un sistema simulado de cuentas nocionales+cuentas individuales. Además de considerar un régimen de cuentas nocionales puro, simulamos uno complementado con jubilación mínima y uno con contribuciones del gobierno al estilo de la *cuota social* mexicana. Encontramos que un sistema de cuentas nocionales puede proveer mejor protección social que un sistema de beneficio definido, incluso cuando no existen jubilaciones mínimas. Es decir que una mejora en la equidad actuarial podría resultar en una mejora en el bienestar de los trabajadores de menores ingresos.

**Palabras clave:** aporte definido, beneficio definido, derechos pensionarios, historia laboral, pensiones

## Abstract

It is usually accepted that a pure NDC scheme is not adequate to protect individuals against the risk of poverty in old age, because it does not incorporate any redistribution of the system's revenue. However, we show that insufficient coverage and weak social protection can be more serious issues in a DB than in an NDC scheme when individuals have short histories of contribution. Using work histories records from Uruguay, we compute the contribution and labor income patterns and simulate pension rights of the cohort born in 1995, assuming that these patterns remain unchanged. We characterize the distribution of pension rights and calculate the pension cost under both systems, ie under the current DB + CC and under a simulated NDC + CC system. We consider a pure NDC system and also one supplemented with minimum pensions and one supplemented with government contributions. We found that an NDC scheme would provide better social protection than a DB system, even without minimum pensions. That is, an improvement in the actuarial fairness would lead to an improvement in the welfare of low-income workers.

**Keywords:** defined benefit, defined contribution, pensions, pension rights, work history

**JEL Classification:** H55, J14, J26

# 1. Introducción

¿Cómo funcionaría un régimen de aporte definido en un país en desarrollo con bajas densidades de cotización? ¿Podría proporcionar una protección social efectiva? ¿Tendría un mejor desempeño que un régimen tradicional de beneficio definido? Un sistema de cuentas nocionales complementado con jubilaciones mínimas o contribuciones del gobierno, ¿podría proporcionar una protección social efectiva en este entorno? ¿Cuál sería el costo de estos complementos? Estas son algunas de las preguntas que abordamos en este documento.

Habitualmente se argumenta que un régimen de aporte definido puro no es adecuado para proteger a los individuos contra el riesgo de pobreza en la vejez, dado que no incorpora ninguna redistribución de los ingresos del sistema (Palmer, 2006, p 19; Barr, 2006, p 60). En oposición, los regímenes de beneficio definido son de naturaleza redistributiva y, por tanto, en principio serían más apropiados para aliviar la pobreza y reducir la desigualdad en la vejez. En los países en desarrollo en los que muchos trabajadores tienen historias de contribución muy fragmentadas, los regímenes de aporte definido parecen particularmente ineficaces para suministrar protección social.

Sin embargo, en este documento mostramos que las cuestiones de cobertura insuficiente y escasa protección social pueden ser más graves en un régimen de beneficio definido que en uno de aporte definido cuando los individuos tienen historias de contribución cortas. Una condición típica de acceso a la jubilación en los programas de beneficio definido es haber acumulado contribuciones durante un período suficientemente largo. En los países en desarrollo, muchos trabajadores no completan los períodos de cotización requeridos para acceder a la jubilación y hacen un muy mal negocio en estos regímenes. En contraste, los sistemas de cuentas nocionales no necesitan de estas condiciones de elegibilidad, por lo que los trabajadores con historias de cotización cortas reciben igualmente beneficios jubilatorios. Los montos de tales jubilaciones serían francamente pequeños y probablemente tendrían que ser complementados con jubilaciones mínimas, subsidios jubilatorios u otras disposiciones para mitigar la pobreza. Pero el diseño básico del sistema, al menos, no agrava el problema de la pobreza.

En este trabajo, mostramos un ejemplo real del tipo de cuestiones que surgen cuando las historias de cotización son cortas, comparando el desempeño del actual sistema uruguayo de dos pilares: beneficio definido en un sistema de reparto + cuentas de ahorro individual, con un sistema hipotético de dos pilares: cuentas nocionales + cuentas individuales. Calculamos los derechos de pensión de una cohorte simulada de participantes en el principal programa de pensiones del Uruguay bajo la normativa actual y la hipotética utilizando los registros administrativos de historia laboral de este programa. Computamos los patrones de contribución y simulamos los derechos pensionarios de la cohorte nacida en 1995, suponiendo que estos patrones no se han modificado. Caracterizamos la distribución de los derechos de pensión y calculamos el costo de las jubilaciones bajo ambos sistemas. Además de considerar un sistema de cuentas nocionales puro, simulamos también uno complementado con jubilación mínima y uno con contribuciones del gobierno al estilo de la *cuota* social mexicana.

En la sección 2 se presenta una breve descripción del programa de pensiones analizado. La proyección de los derechos de pensión se basa en modelos econométricos estimados con una muestra de registros de historia laboral de la seguridad social. Se describe la base de datos en la sección 3 y los modelos econométricos en la sección 4. En la sección 5 se presentan las simulaciones de los derechos jubilatorios para la cohorte de trabajadores del sector privado que nació en 1995. En primer lugar, se presentan y comparan los derechos pensionarios simulados bajo el sistema actual y el simulado que sustituye el pilar de reparto por uno de cuentas nocionales puro, y se provee una estimación de los costos relativos de estos dos programas. A continuación, se simula un sistema de cuentas nocionales complementado con (i) jubilaciones mínimas y (ii) contribuciones del gobierno. En la sección 6 se discute la (probablemente inesperada) relación que parece surgir de los resultados entre equidad actuarial y protección social en los diseños alternativos, en presencia de historias de cotización cortas. En la sección 7 se culmina con algunos comentarios finales.

## 2. El programa de jubilaciones del BPS

El Banco de Previsión Social (BPS) es una institución pública que administra el mayor programa de seguridad social del Uruguay, cubriendo alrededor del 90 por ciento de los contribuyentes del país (Ferreira-Coimbra y Forteza, 2004). Ofrece cobertura a cuatro tipos de trabajadores: funcionarios públicos, trabajadores privados (excepto para algunas categorías que tienen sus regímenes especiales), trabajadores rurales y domésticos.

Desde 1996, el programa jubilatorio del BPS tienen dos pilares: uno público de reparto, de beneficio definido, financiado con contribuciones personales y patronales sobre la nómina<sup>2</sup> y transferencias del gobierno central; y un pilar de ahorro individual, financiado únicamente con contribuciones personales y administrado por empresas privadas. Asimismo, el BPS comenzó a construir sus registros de historia laboral que permitirán el control efectivo del cumplimiento de los requisitos de acceso a las jubilaciones.

Los trabajadores de bajos ingresos están afiliados exclusivamente al pilar público, a menos que elijan depositar la mitad de sus contribuciones personales en cuentas de ahorro individual. El resto de los trabajadores deben contribuir a los dos pilares, hasta un máximo determinado por ley a partir del cual no hay aportes obligatorios.

La edad mínima de jubilación es 60 para hombres y mujeres y los años de cotización mínimos necesarios para acceder a una jubilación ordinaria son 30.<sup>3</sup> Los trabajadores con ocupaciones peligrosas y otras categorías especiales tienen una bonificación en su cuenta de años de cotización.

La tasa de reemplazo varía entre 45 y 82,5 por ciento, dependiendo de la edad de jubilación y de los años de contribución acumulados, a fin de inducir a vidas laborales más largas. Hay una bonificación extra para los trabajadores de bajos ingresos que optan por contribuir

---

<sup>2</sup> En 1996, las tasas de aportes para el programa de invalidez, vejez y sobrevivencia (IVS) se fijaron en 15 por ciento para los empleados y el 12,5 por ciento para los empleadores. Con los años, el gobierno introdujo exoneraciones a las contribuciones patronales y, en 2007, en el contexto de una reforma fiscal, algunas de las exoneraciones se eliminaron y la tasa general de aportes patronales para el programa de IVS de la seguridad social se redujo a 7,5 por ciento.

<sup>3</sup> En la reforma de 1996, los años de cotización mínimos se incrementaron de 30 a 35, pero se volvieron a reducir a 30 en 2008.

a ambos pilares. El salario promedio utilizado en la fórmula de beneficios está relacionado con los últimos 10 o los mejores 20 años de cotización.

Los trabajadores que no cumplen con los requisitos para percibir una jubilación ordinaria pueden ser elegibles para una “jubilación por edad avanzada”. Hasta el año 2008, los trabajadores podían reclamar esta prestación a los 70 años de edad y con al menos 15 años de cotización, pero las condiciones luego se suavizaron. En la actualidad, un contribuyente puede acceder a este programa a los 65 años de edad si tiene 25 años de contribuciones, y por cada dos años de cotización inferiores a 25 el acceso a la prestación se retrasa un año.<sup>4</sup> Además, desde 2001, los trabajadores que tienen 65 años o más, pueden dejar de contribuir al pilar de ahorro individual y recibir una renta, independientemente de los años de cotización que tengan acumulados al momento.

### **3. Datos <sup>5</sup>**

Se utilizó una muestra aleatoria de los registros administrativos de historia laboral del BPS recogida en diciembre de 2004 por la Unidad de Historia Laboral (ATYR-BPS). La muestra tiene 68.997 trabajadores, los cuales han contribuido al menos un mes entre abril de 1996 y diciembre de 2004.

La base de datos proporciona información de los afiliados al BPS sobre sus contribuciones mensuales a la seguridad social, sexo, edad y sector de actividad. Lamentablemente, no se cuenta aún en el país con una encuesta que recoja las características socio-económicas de los contribuyentes. Por lo tanto, no contamos con información relevante como ser la educación y las características de las familias de los contribuyentes. Sin embargo, la disponibilidad de una muestra longitudinal con numerosos períodos de tiempo nos permite estimar el efecto de características invariantes en el tiempo de manera parsimoniosa.

De acuerdo a la muestra disponible, la densidad de cotización promedio es 60 por ciento aproximadamente (tabla 1). La distribución de la densidad de cotización es bimodal y

---

<sup>4</sup> Los años de cotización mínimos para acceder a este programa son 15, y el contribuyente debe tener al menos 70 años de edad en este caso.

<sup>5</sup> Esta sección se basa fuertemente en Forteza et. al. (2009)

fuertemente asimétrica (figura 1). Un patrón similar se ha reportado en Argentina (Farall et al. 2003; Bertranou y Sánchez 2003), Chile (Bravo et al. 2006; Berstein et al. 2006) y Uruguay (Lagomarsino y Lanzilotta 2004, Bucheli et al. 2008, Forteza et al. 2009). En nuestra muestra, el 26 por ciento de los trabajadores tiene una densidad de cotización del 100 por ciento, siendo el valor con mayor frecuencia. Más del 40 por ciento no registra contribuciones al menos la mitad de los meses potenciales de contribución. Los hombres presentan densidades ligeramente superiores que las mujeres (59,6 y 57,0 por ciento, respectivamente).

**Tabla 1: Densidades de cotización del BPS, grupos de trabajadores seleccionados.**

Características	Media	Mediana	Porcentaje de contribuyentes con densidades (d) ...				
			d<25%	25% ≤ d < 50%	50% ≤ d < 75%	75% ≤ d < 100%	d=100%
Total	58,4	61,0	26,6	16,6	15,0	16,1	25,6
Sexo							
Hombre	59,6	63,0	24,9	16,9	15,4	16,9	25,9
Mujer	57,0	58,1	28,6	16,3	14,6	15,2	25,3
Sector							
Público	79,7	100,0	11,8	8,0	9,8	11,5	59,0
Privado	54,6	53,3	29,2	18,2	16,0	17,0	19,6
Quintil de ingreso							
20% más pobre	43,5	32,4	44,4	17,1	11,9	10,8	15,8
2do quintil	56,1	55,2	27,3	19,1	16,0	15,8	21,8
3er quintil	60,3	62,9	21,8	19,2	17,4	17,2	24,4
4to quintil	63,9	70,5	19,2	16,6	17,4	20,1	26,8
20% más rico	68,4	85,7	20,1	11,2	12,4	16,8	39,5
Edad							
20	37,8	16,7	51,8	10,4	7,9	6,6	23,3
35	66,3	100,0	29,1	4,4	3,8	3,9	58,9
50	71,6	100,0	24,7	3,2	3,2	3,1	65,8

Notas: La ventana de observación es de 105 meses. Cada quintil de ingresos incluye el mínimo del intervalo.  
Fuente: Forteza et al. (2009)

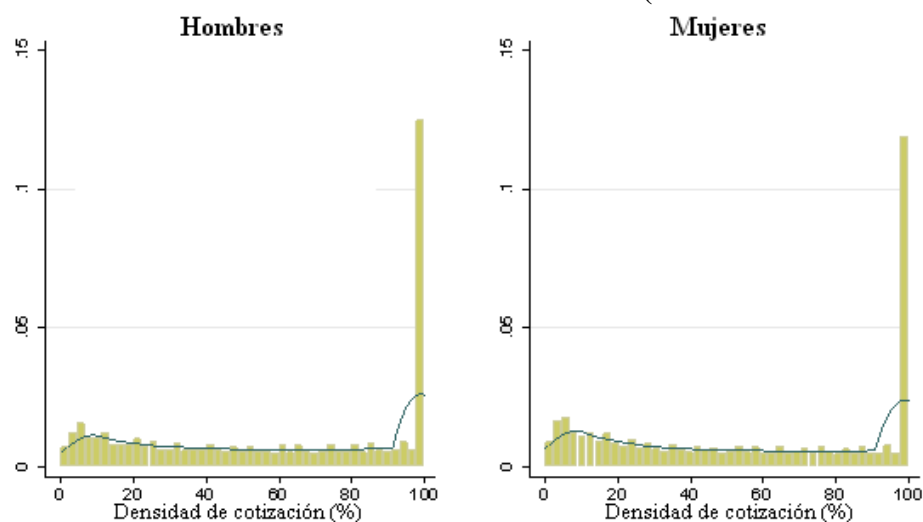
Como era de esperar, los trabajadores del sector público tienen una densidad de cotización significativamente mayor que los del sector privado.<sup>6</sup> Mientras que los trabajadores públicos contribuyeron alrededor del 80 por ciento del tiempo, los del sector privado contribuyeron entorno al 55 por ciento del tiempo. Mientras cerca del 60 por ciento de los trabajadores públicos cotizó el 100 por ciento del tiempo, sólo un 20 por ciento de los

<sup>6</sup> Consideramos como público aquel trabajador que cotizó al menos la mitad del tiempo en el sector público. De acuerdo a este criterio, se identificaron en la base de datos: 58.617 trabajadores privados (85 por ciento) y 10.380 trabajadores públicos (15 por ciento).



trabajadores privados tiene una densidad de cotización completa. Sin embargo, un número considerable de individuos clasificados como empleados públicos presenta densidades de cotización que parecen demasiado bajas. Esto se debe en parte al criterio utilizado para clasificar trabajadores: los trabajadores catalogados como públicos pueden de hecho haber cotizado la mitad de su vida laboral en el sector privado. Además, varios grupos de trabajadores públicos tienen bonificaciones especiales, computándoseles más de un año de cotización por cada año de cotización efectiva (maestros, trabajadores que manipulan productos radiactivos, etc.), y por lo tanto necesitan menos de 30 años de cotización para acceder a la jubilación (es decir, que tienen carreras más cortas).

**Figura 1: Distribución de la densidad de contribución (abril 1996-diciembre 2004)**



Fuente: Forteza et al. (2009)

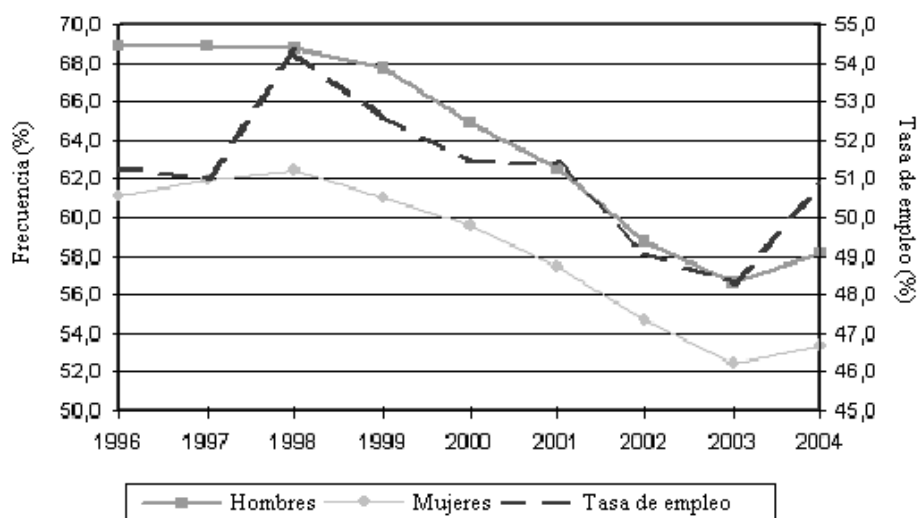
También se encuentran diferencias significativas al agrupar a los individuos en quintiles de la distribución de ingresos de la muestra. La densidad promedio aumenta consistentemente con el ingreso: es casi 44 por ciento para el 20 por ciento más pobre y más del 68 por ciento para los más ricos.

La edad parece jugar también un papel importante en el perfil de densidad de cotización. A los 20 años, la densidad promedio es aproximadamente 49 por ciento, aumentando continuamente con la edad y siendo superior a 71 por ciento cuando los trabajadores tienen 50 años. Sin embargo, hay una dispersión importante entre los individuos de cada edad.

El ciclo económico parece haber tenido también un impacto significativo en la densidad de

contribución. Uruguay entró en una recesión en 1999, seguida por la crisis económica más grave de su historia. La recuperación comenzó lentamente en 2003, acelerándose a partir de 2004. El desempleo y la tasa de empleo observadas entre 1996 y 2004 capturan este período de importante inestabilidad macroeconómica: la densidad de cotización refleja el comportamiento de la tasa de empleo (Figura 2).

**Figura2: Densidad de cotización al BPS y tasa de empleo**



Fuente: Bucheli et al. (2008).

Las tablas 2 y 3 resumen la información sobre la duración de los períodos de cotización y no cotización. Los primeros tienen una duración promedio de 33 meses, mientras que los períodos de no contribución tienen una duración promedio de 20. La duración máxima es el largo de la ventana de observación, es decir 105 meses (abril de 1996 a diciembre de 2004). En promedio las mujeres tienen períodos de contribución más largos que los hombres, no obstante, también tienen períodos más largos de no contribución. Por lo tanto, los hombres parecen tener una mayor rotación en el empleo que las mujeres. Por otro lado, los trabajadores del sector público tienen períodos de cotización mucho más largos y períodos de no cotización mucho más cortos que los trabajadores privados.

La distribución de la duración tiene asimetría hacia la derecha. La duración mediana de los períodos de contribución es apenas 13 meses (mientras que la media es 33) y la duración mediana de los períodos de no contribución es 10 (mientras que la media es 20). Alrededor

de un tercio de todos los períodos de contribución y no contribución duró menos de seis meses.

**Tabla 2: Duración de los períodos de contribución en la muestra del BPS**

Características	Media	Mediana	Porcentaje de períodos de contribución con duraciones de...				
			<6 meses	6-12 meses	12-24 meses	24-36 meses	>36 meses
Total	33,2	13	31,5	15,3	13,0	6,8	32,8
Sexo							
Hombre	31,4	12	33,5	15,7	13,0	6,5	30,7
Mujer	35,7	16	28,6	14,7	13,0	7,2	35,8
Sector							
Público	67,8	96	11,7	7,6	7,0	3,4	67,9
Privado	29,1	11	33,8	16,2	13,7	7,2	28,7
Quintil de ingreso							
20% más pobre	24,4	8	42,6	15,8	12,1	5,8	23,2
2do quintil	30,4	13	30,7	17,0	14,8	7,8	29,2
3er quintil	31,8	14	28,9	17,1	14,9	7,4	31,2
4to quintil	35,3	17	27,2	15,3	13,7	7,5	35,6
20% más rico	46,8	30	27,4	10,1	8,6	4,9	47,9

Notas: La ventana de observación es de 105 meses. Cada quintil de ingresos incluye el mínimo del intervalo.

Fuente: Forteza et al. (2009)

**Tabla 3: Duración de los períodos de no contribución en la muestra del BPS**

Características	Media	Mediana	Porcentaje de períodos de no contribución con duración...				
			<6 meses	6-12 meses	12-24 meses	24-36 meses	>36 meses
Total	20,2	10	33,7	21,4	15,7	9,2	20,3
Sexo							
Hombre	18,4	9	36,4	21,7	15,9	8,8	17,6
Mujer	22,9	11	29,8	20,9	15,5	9,8	24,4
Sector							
Público	16,5	7	44,9	20,5	12,8	8,0	15,1
Privado	20,4	10	33,1	21,5	15,9	9,2	20,6
Quintil de ingreso							
20% más pobre	25,0	13	29,1	18,2	15,7	9,9	27,5
2do quintil	20,1	10	34,2	20,0	16,5	9,3	20,2
3er quintil	18,1	9	36,1	21,6	16,1	9,2	17,3
4to quintil	17,5	8	36,8	23,2	15,3	8,7	16,4
20% más rico	19,5	9	32,5	26,2	14,4	8,5	19,2

Notas: La ventana de observación es de 105 meses. Cada quintil de ingresos incluye el mínimo del intervalo.

Fuente: Forteza et al. (2009)

## 4. Proyección del estatus contributivo y el ingreso laboral

Calculamos los derechos pensionarios de la cohorte nacida en 1995 bajo el actual programa mixto de seguridad social y bajo un programa hipotético que sustituye el pilar de reparto vigente de beneficio definido por uno de reparto basado en cuentas nocionales. Con este fin, simulamos las trayectorias del ingreso laboral y del estado contributivo suponiendo que los patrones actuales se mantienen incambiados en el futuro. En este sentido, hacemos abstracción de las respuestas de comportamiento que pueda generar la reforma simulada de la seguridad social.

Proyectamos los derechos pensionarios sobre la base de proyecciones independientes del ingreso laboral y del estatus contributivo. Estas proyecciones se basan en la estimación de modelos econométricos utilizando la muestra de los registros administrativos de historia laboral del BPS para el período 1996-2004. Utilizamos en nuestras proyecciones los resultados econométricos presentados en Forteza et al. (2009). Con el fin de tener un documento autocontenido, presentamos en esta sección una versión abreviada de su modelo. El lector interesado puede leer una versión más detallada en Forteza et al.

### 4.1. Proyección del ingreso laboral

El modelo consta de dos ecuaciones salariales. Los ingresos laborales en el segundo y siguientes meses de un período de contribución se modelan mediante una ecuación dinámica. Los salarios en el primer mes de un período de cotización se modelan con una ecuación estática.

Los salarios en el segundo y siguientes meses de un período de contribución se rigen por el siguiente proceso estocástico:

$$\ln w_{it} = \rho \ln w_{it-1} + \beta_1 \ln dur_{it} + \beta_2 a_{it} + \beta_3 a_{it}^2 + \delta_t + v_i + e_{it} \quad (1)$$

Donde  $w_{it}$  es el cociente entre el salario nominal del individuo  $i$  en el período  $t$  y el índice de salarios nominales de la economía en el período  $t$ ;  $\ln dur_{it}$  es el logaritmo de la duración

en el empleo actual;  $a_{it}$  es la edad;  $\delta_t$  son variables binarias de mes, y  $v_i$  es una característica inobservable e invariante en el tiempo del individuo  $i$ . Se supone que el shock idiosincrático  $e_{it}$  tiene una distribución normal con media 0 y varianza  $\sigma_i^2$ . Se espera que  $w_{it}$  sea estacionario, por lo que no se introduce ninguna tendencia temporal determinística en la ecuación. Como ya se mencionó anteriormente, no se observa el nivel educativo de los individuos. Por lo tanto, el término  $v_i$  captura, al menos en parte, la heterogeneidad en el corte transversal que proviene de la educación conjuntamente con otras variables inobservables invariantes en el tiempo, como la habilidad. Al contar con un panel de datos largo, es posible calcular los efectos individuales ( $v_i$ ) y la varianza de los shocks idiosincráticos.

La segunda ecuación se aplica a los meses iniciales de los períodos de contribución, siempre que haya habido un período de no contribución previo de al menos tres meses; en cualquier otro caso se aplica la ecuación 1. Se estimó la siguiente ecuación:

$$\ln b_i = \alpha_1 + \alpha_2 a_i + \alpha_3 a_i^2 + \alpha_4 \hat{v}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Donde  $b_i$  es el promedio de los salarios nominales del individuo  $i$  en los primeros 12 meses de un período de contribución dividido por el índice de salarios nominales de la economía en el período.  $a_i$  es la edad y  $\hat{v}_i$  es el efecto individual estimado en la ecuación (1). Se omite el subíndice  $t$  a los efectos de destacar el hecho de que aquí estamos realizando estimaciones de corte transversal: el modelo estimado es de naturaleza estática. Se utilizó el estimador MCO con la fórmula de White para la obtención de los errores estándar. El efecto individual capturaría el nivel de educación (no observado) y la capacidad de la persona.

Los resultados de las estimaciones se presentan en la tabla 4.

**Tabla 4: Estimación del ingreso laboral**

A) Ecuación (1):  $\ln w_{it} = \rho \ln w_{it-1} + \beta_1 \ln dur_{it} + \beta_2 a_{it} + \beta_3 a_{it}^2 + \delta_t + v_i + e_{it}$

Variables Independientes	Hombres		Mujeres	
	Sector privado	Sector público	Sector privado	Sector público
$\ln w_{it-1}$	0,652***	0,511***	0,686***	0,563***
Log de la duración	1,060***	6,313***	-0,116**	5,211***
Edad	0,093***	0,155***	0,044***	0,130***
Edad <sup>2</sup>	-0,016***	-0,016***	-0,006***	-0,013***
Constante	0,787***	1,116***	0,635***	0,877***
Nº de Observaciones	1572014	391141	1164871	416175
Nº de Individuos	31693	4977	24883	5212
R-cuadrado	0,48	0,37	0,52	0,41
Desvío estándar de $v_i$	0,38	0,35	0,41	0,28
Desvío estándar de $e_{it}$	0,32	0,28	0,29	0,28

Notas: \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 1%.  $w_{it}$  es el ratio del salario nominal del individuo  $i$  en el período  $t$  respecto al índice de salario nominal de la economía en el período  $t$ . La duración se encuentra dividida entre 100. La edad está medida en años y dividida entre 10. Edad<sup>2</sup> está dividida entre 100. Se incluyeron variables binarias de mes.

B) Ecuación (2):  $\ln b_i = \alpha_1 + \alpha_2 a_i + \alpha_3 a_i^2 + \alpha_4 \hat{v}_i + \varepsilon_i$

Variables Independientes	Hombres		Mujeres	
	Sector privado	Sector público		Sector privado
$v$	1,214***	1,571***	1,324***	1,577***
Edad	0,304***	0,386***	0,110***	0,409***
Edad <sup>2</sup>	-0,042***	-0,041**	-0,016***	-0,044***
Constante	2,320***	2,440***	2,368***	2,217***
Nº de Observaciones	34986	1105	24209	1799
R-cuadrado	0,24	0,37	0,32	0,29

Notas: \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 1%.  $b_i$  es el promedio del salario nominal del individuo  $i$  entre  $t$  y  $t+12$  en relación al índice de salario nominal de la economía. La edad está medida en años y dividida entre 10. Edad<sup>2</sup> está dividida entre 100.  $\hat{v}_i$  es el efecto individual calculado en la ecuación (1).

Fuente: Forteza et al. (2009).

El coeficiente de persistencia ( $\rho$ ) es significativo y positivo para las cuatro categorías. Los coeficientes estimados son ligeramente mayores para las mujeres que para los hombres dentro de cada sector (público y privado). A su vez, los coeficientes del sector privado son aproximadamente un 20 por ciento mayores que los del sector público.

La duración previa en el estado es también significativa y tiene signo positivo para tres grupos: los hombres del sector privado y hombres y mujeres del sector público. Sin embargo, es significativa pero con signo negativo para las mujeres del sector privado. Este resultado es contrario a la intuición, pero la magnitud del coeficiente es muy pequeña. Por

otra parte, el efecto de la duración parece ser más fuerte para los hombres que para las mujeres en el sector público, y muy por encima del efecto encontrado para los hombres privados. Estos resultados están en línea con nuestras expectativas dado que el pago por antigüedad es una de las reglas deterministas que se utilizan para fijar los salarios en el sector público, pero no en el sector privado.

Los coeficientes de la edad y la edad al cuadrado son significativos y presentan el signo esperado en todas las categorías. Los polinomios estimados para los hombres y mujeres del sector público son muy similares. Por otra parte, podemos concluir que el efecto de la edad (después de controlar por la duración) es mayor en el sector público que en el privado, lo que concuerda con la intuición previa.

Los coeficientes de las variables binarias por mes (no presentados en la tabla 4), capturan la estacionalidad de la serie de una manera flexible y reflejan el comportamiento esperado. En particular, las de junio y diciembre capturan el cobro del aguinaldo (bono de Navidad que alcanza aproximadamente la mitad del salario mensual). Es evidente que los índices de salarios nominales suavizan el efecto de estas variables, y por lo tanto, las binarias por mes son significativas, positivas y con un coeficiente muy cercano a 0,50 en todas las categorías.

El R-cuadrado del estimador intra-grupos es de entre 0,37 y 0,52. El R-cuadrado de la regresión del ratio de salario nominal observado sobre el predicho es de 0,88, 0,93, 0,86 y 0,85, para hombres y mujeres en el sector privado y hombres y mujeres en el sector público, respectivamente.

Por otro lado, en la tabla 4 se resumen los resultados de la estimación del salario inicial de los períodos de contribución. El coeficiente asociado al efecto individual estimado resulta significativo y positivo en todas las categorías (véase el panel B) y el R-cuadrado de las regresiones se incrementó desde menos de 0,01 a más de 0,24 (según las categorías), cuando se introdujo esta variable. Además, la edad y la edad al cuadrado son significativas

y presentan el signo esperado (positivo y negativo, respectivamente), para todas las categorías.

#### 4.2. Proyección del estatus contributivo

Un método simple para estimar la probabilidad de hacer contribuciones que explota directamente, con fines predictivos, la naturaleza longitudinal de los datos, es un modelo de probabilidad lineal de efectos fijos. La principal ventaja de este tipo de modelo es que permite utilizar los efectos individuales fijos estimados para hacer predicciones a lo largo de la vida de los individuos. Esto es particularmente relevante cuando los datos no permiten la inclusión de un conjunto de variables de control suficientemente rico.

La variable dependiente es igual a uno si la persona hace una contribución en un mes en particular y cero en caso contrario ( $Contribuye_{it} \in \{0,1\}$ ). Se utilizó un modelo con errores autorregresivos para capturar la persistencia de los períodos de contribución. El modelo es el siguiente:

$$Contribuye_{it} = x_{it}'\beta + \eta_i + \theta_{it} = x_{it}'\beta + \varsigma_{it} \quad , \quad t \geq 1 \quad (3)$$

$$\theta_{it} = \rho\theta_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad , \quad t \geq 1 \quad (4)$$

El coeficiente  $\beta$  puede ser estimado de manera consistente en la primera ecuación con MCO, si los regresores  $x_{it}$  son exógenos o, en caso contrario, con el estimador intra-grupos. Los efectos individuales se pueden calcular como:  $\hat{\eta}_i = \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varsigma}_{it} / T_i$ , donde  $\hat{\varsigma}_{it}$  es el residuo estimado en la primer ecuación. Al restar los efectos individuales del residuo de la primera ecuación, se calcula  $\theta_{it}$ , que se utiliza para calcular  $\rho$  y para simular las historias laborales.

Simulamos el estatus contributivo de los trabajadores a lo largo de su vida hasta los 70 años de edad. Por lo tanto, las simulaciones son condicionales a que el individuo no se



jubila o se muere antes de los 70. Para cada grupo de trabajadores, se determina en la base de datos la edad inicial a la que los trabajadores empiezan a contribuir y se utiliza esta edad como punto de partida de las simulaciones. A continuación, se establece el estado contributivo de cada trabajador en cada mes, utilizando las regresiones estimadas para simular la probabilidad de contribuir. Más específicamente, simulamos la probabilidad de contribuir  $(\tilde{P}_{it} = \Pr(\text{Contribuye}_{it} = 1|X))$ , generamos la variable aleatoria auxiliar  $Z_{it}$  con distribución uniforme en (0,1) y fijamos  $C_{it}$  como:  $\tilde{C}_{it} = 1$ , si  $Z_{it} < \tilde{P}_{it}$  y  $\tilde{C}_{it} = 0$ , en el caso contrario.

A su vez, la probabilidad de contribuir simulada se calcula como sigue:

$$\begin{aligned}\tilde{P}_{it} &= X_{it}'\hat{\beta} + \hat{\eta}_i + \tilde{\theta}_{it}, \\ \tilde{\theta}_{it} &= \hat{\rho}\tilde{\theta}_{it-1} = \hat{\rho}(\tilde{C}_{it-1} - X_{it-1}'\hat{\beta} - \hat{\eta}_i),\end{aligned}\tag{5}$$

Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos, calculamos el porcentaje de predicciones correctas en la muestra.

En la tabla 5 se resume el modelo de probabilidad lineal estimado. Las variables explicativas incluyen un polinomio de tercer grado en la edad, una binaria de adulto mayor, que toma el valor uno cuando las personas tienen 60 años o más, y la tasa de desempleo. También se incluyeron los efectos individuales calculados en la ecuación 1 de salarios, y variables binarias para las edades entre 14 y 17 para algunas categorías de trabajadores. Se realizaron regresiones diferentes para trabajadores menores de 18 años y para trabajadores de 19 y más años.

**Tabla 5: El estatus contributivo**

A) Ecuación (3):  $Contribuye_{it} = x_{it}'\beta + \eta_i + \theta_{it} = x_{it}'\beta + \varsigma_{it}$  ,  $t \geq 1$ .

Variables Independientes	Hombre			
	Sector privado		Sector público	
	≤18 años	≥19 años	≤18 años	≥19 años
Edad	0,280***	0,005***	-4,284	0,011***
Edad <sup>2</sup>	-1,515***	-0,008***	19,596	-0,017***
Edad <sup>3</sup>	0,274***	0,000***	-2,983	0,001***
D14	-0,051***			
D15	-0,045***			
D16	-0,031***			
D17	-0,040***		0,007	
Adulto mayor		-0,038***		-0,021***
Desempleo	-0,005***	-0,013***	0,010***	-0,001***
$\nu$	0,016***	0,279***	0,014	0,147***
Constante	-17,210***	-0,169***	311,541	-1,322***
Nº de Observaciones	265407	2884624	3153	459540
R-cuadrado ajustado	0,09	0,08	0,02	0,14
Variables Independientes	Mujer			
	Sector privado		Sector público	
	≤18 años	≥19 años	≤18 años	≥19 años
Edad	0,532***	0,006***	-2,109	0,019***
Edad <sup>2</sup>	-2,748***	-0,010***	9,505	-0,034***
Edad <sup>3</sup>	0,473***	0,001***	-1,424	0,002***
D14				
D15	-0,023***			
D16	-0,017***			
D17	-0,016***		0,003	
Adulto mayor		-0,086***		-0,121***
Desempleo	-0,001***	-0,010***	0,013***	0,002***
$\nu$	0,012***	0,268***	0,011	0,176***
Constante	-34,381***	-0,399***	155,434	-2,641***
Nº de Observaciones	162337	2321848	6339	500437
R-cuadrado ajustado	0,06	0,09	0,02	0,22

Notas: \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 1%. La edad está medida en meses. Edad<sup>2</sup> está dividida entre 1000 y Edad<sup>3</sup> entre 100000. D14-D17 son variables binarias para las edades 14 a 17. Adulto mayor es una binaria igual a 1 si el individuo tiene 60 años de edad o más. Desempleo es la tasa de desempleo del país.  $\nu$  es el efecto individual computado en la ecuación de salarios (ver Ecuación (1)).

B) Ecuación (4):  $\theta_{it} = \rho\theta_{it-1} + \varepsilon_{it}$  ,  $t \geq 1$

Variables Independientes	Hombre			
	Sector privado		Sector público	
	$\leq 18$ años	$\geq 19$ años	$\leq 18$ años	$\geq 19$ años
$\theta_{it-1}$	0,804 ***	0,863 ***	0,760 ***	0,906 ***
Constante	-0,000	-0,001 ***	0,001	-0,001 ***
Nº de Observaciones	258512	2859826	2981	454735
R-cuadrado	0,62	0,74	0,54	0,82
Variables Independientes	Mujer			
	Sector privado		Sector público	
	$\leq 18$ años	$\geq 19$ años	$\leq 18$ años	$\geq 19$ años
$\theta_{it-1}$	0,803 ***	0,893 ***	0,789 ***	0,895 ***
Constante	0,000	-0,000 ***	0,001	-0,001 ***
Nº de Observaciones	157334	2301968	5991	495573
R-cuadrado	0,60	0,80	0,61	0,80

Notas: \* significativo al 10%, \*\* significativo al 5%, \*\*\* significativo al 1%.

Fuente: Forteza et al. (2009)

Las variables explicativas resultan significativas al 1 por ciento en la mayoría de las regresiones. La tasa de desempleo impacta negativamente a la probabilidad de contribuir.<sup>7</sup> El efecto individual calculado a partir de la ecuación de salarios (v) capturaría las características no observadas de las personas que afectan a los salarios, como la educación y la habilidad. Este efecto resultó ser altamente significativo y positivo, en la mayoría de los casos. Los términos de error de las ecuaciones del estatus contributivo muestran una persistencia considerable: los coeficientes estimados de los errores rezagados se encuentran entre 0,76 y 0,90, y son significativos al 1 por ciento en todos los casos, como se muestra en el panel B de la tabla 5. Estos resultados indican que la probabilidad de que un trabajador contribuya a la seguridad social en un mes dado es mucho mayor cuando el individuo contribuyó en el mes anterior.

El modelo de probabilidad lineal ajusta razonablemente bien los datos: el porcentaje de predicciones correctas es en todos los casos superior al 65 por ciento (tabla 6).

<sup>7</sup> No obstante, el nivel de significación de este coeficiente debe ser tomado con cautela, dado el problema de variables agrupadas identificado por Moulton (1990).

**Tabla 6: Bondad de ajuste del modelo de estatus contributivo.**

Categoría	Porcentaje de predicciones correctas para	
	$\tilde{C}_{it} = 0$	$\tilde{C}_{it} = 1$
Hombre sector privado	74,0	80,7
Hombre sector público	67,2	95,8
Mujeres sector privado	75,7	78,7
Mujeres sector público	65,0	95,0

Fuente: Forteza et al. (2009).

## 5. Derechos pensionarios

Utilizando los modelos descritos en la sección anterior, realizamos simulaciones Monte Carlo para calcular los perfiles de ingresos laborales de una cohorte ficticia de trabajadores privados nacidos en 1995. Las simulaciones pretenden representar el programa de pensiones en el largo plazo, suponiendo que la cohorte de 1995 se comporta y tiene las mismas oportunidades de contribuir al programa que las cohortes que pudimos observar en la base de registros administrativos de historia laboral entre 1996 y 2004 (salvo por la tasa de desempleo que, al ser inusualmente alta en ese período, decidimos sustituirla por un nivel más normal en las simulaciones).

Computamos los derechos de pensión bajo las normas de seguridad social vigentes en 2009 y bajo un nuevo esquema en el que se sustituye el actual pilar de beneficio definido por cuentas nocionales. En la sección 5.1, se presentan los resultados del sistema de cuentas nocionales puro, es decir, sin incluir jubilaciones mínimas u otras formas de redistribución. Asimismo, se compara la distribución de los derechos de pensión bajo uno y otro sistema. En la sección 5.2 se incorpora una jubilación mínima a las cuentas nocionales y en la sección 5.3 se sustituye la jubilación mínima por contribuciones del gobierno, comparándose los resultados. En todos los casos, el pilar de ahorro individual se mantiene incambiado.

### **5.1. Derechos pensionarios bajo el actual sistema y bajo el sistema simulado que sustituye al pilar de beneficio definido por cuentas nocionales.**

Una condición clave para el acceso a la jubilación en un sistema de beneficio definido es el haber acumulado cierta cantidad de años de contribución. Por lo tanto, es útil comenzar el análisis de los derechos pensionarios en el esquema vigente en la actualidad en Uruguay analizando la proporción de individuos de la cohorte de 1995 que acumularía entre 15 y 35 años de cotización a los 65 años de edad (tabla 7).

**Tabla 7: Proporción de trabajadores del sector privado que acumulan al menos X años de cotización en las simulaciones a los 65 años de edad**

X igual a ....	Hombres	Mujeres
15 años de cotización	0,79	0,73
20 años de cotización	0,72	0,65
25 años de cotización	0,65	0,56
30 años de cotización	0,57	0,49
35 años de cotización	0,50	0,42

Fuente: Cálculos de los autores en base a los registros de historia laboral.

De acuerdo a las simulaciones realizadas, una proporción importante de la población no llegaría a acumular 30 o incluso 25 años de cotización a los 65 años de edad. El mínimo requerido para acceder a una jubilación ordinaria se fijó en 35 años en la reforma de 1995, y fue reducido a 30 en 2008, en parte debido a estas últimas proyecciones. No obstante, como puede observarse en la tabla 7, la suavización de esta condición sólo lograría "rescatar" a unos pocos trabajadores, a menos que las historias laborales cambien de manera significativa en comparación con lo observado en el pasado.

La tabla 8 resume los derechos de pensión simulados para trabajadores del sector privado de Uruguay bajo el sistema de seguridad social actual y para el hipotético, que incluye cuentas nocionales. En el marco de las normas vigentes en 2009, aproximadamente la mitad de los trabajadores del sector privado no serían elegibles para las jubilaciones a la edad mínima de retiro, es decir, a los 60, porque no han acumulado los 30 años de servicio requeridos a esa edad. Este porcentaje es mayor en el caso de las mujeres que en el de los hombres. A los 65, la mayoría de los trabajadores tendrían derecho a una prestación, pero cerca de un tercio de los hombres y el 40 por ciento de las mujeres estarían recibiendo menos de una jubilación mínima. Estos trabajadores sólo recibirían una renta vitalicia de su

cuenta individual, pero no serían elegibles para una jubilación por el pilar de reparto porque no han acumulado los 25 años de contribución necesarios para acceder a estas prestaciones a los 65 años de edad. Debido a esto, no tendrían derecho tampoco a una jubilación mínima.

**Tabla 8: Distribución simulada de los derechos pensionarios de trabajadores del sector privado (en porcentaje)**

	BD-CI				CN-CI (sin jubilación mínima)			
	Derechos de pensión a los 60		Derechos de pensión a los 65		Derechos de pensión a los 60		Derechos de pensión a los 65	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Sin jubilación	49	57	0	1	0	1	0	1
Una jubilación menor a la mínima	0	0	34	42	36	51	29	43
Una jubilación mínima	0	0	0	0	0	0	0	0
Mayor a una jubilación mínima y menor a dos jubilaciones mínimas	24	25	8	12	24	21	22	20
Igual o mayor a dos jubilaciones mínimas	28	18	58	46	40	27	49	36
Tasa de reemplazo (mediana)	48	0	99	71	88	63	133	89

Notas: BD-CI es el sistema actual con un pilar de reparto de beneficio definido más un pilar de cuentas individuales.

CN-CI es el sistema simulado de cuentas nocionales más cuentas individuales.

La jubilación mínima en Uruguay varía con la edad de retiro. En esta tabla se eligió una jubilación mínima fija, equivalente al 75 por ciento de 550 pesos de mayo de 1995 actualizado por IMS (es decir, la jubilación mínima que le correspondería a un trabajador que contribuye a ambos pilares y que se jubila a la edad mínima de retiro).

Fuente: Cálculos de los autores en base a los registros de historia laboral.

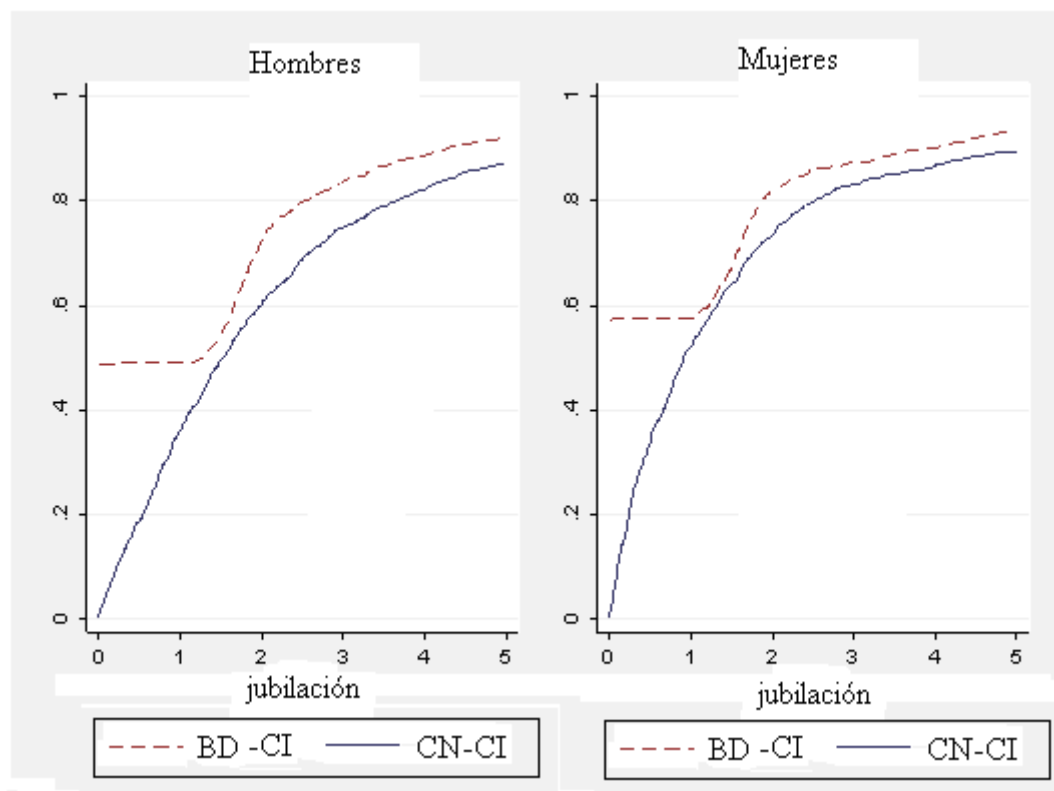
En el régimen actual, ningún trabajador recibiría exactamente la jubilación mínima. Esto se debe a que la mínima sólo funciona en el pilar público de reparto, y todos los trabajadores en nuestras simulaciones contribuyen a ambos pilares. Por lo tanto, todos los trabajadores que tienen derecho a recibir una jubilación pública, reciben al menos la mínima por el pilar de reparto, más una renta vitalicia por lo acumulado en sus cuentas individuales.

Bajo el sistema de cuentas nocionales, prácticamente todos los trabajadores simulados serían elegibles para las jubilaciones a la edad mínima de elegibilidad, pero cerca del 36 por ciento de los hombres y el 50 por ciento de las mujeres recibirían menos de una jubilación mínima a esta edad. La proporción de trabajadores que reciben menos de una

jubilación mínima sería inferior a los 65 que a los 60 años de edad, pero aún sería tan alto como 29 y 43 por ciento para hombres y mujeres, respectivamente.

En las figuras 3 y 4, presentamos las funciones de distribución acumulada (fda) empíricas de las jubilaciones (expresadas en términos de cantidad de jubilaciones mínimas). A los 60, el sistema de cuentas nocionales domina al de beneficio definido, en el sentido de que la proporción de la población que recibe menos de un determinado umbral es más elevada en el sistema actual que en el régimen hipotético simulado,<sup>8</sup> para todos los umbrales de referencia. La distancia entre las dos curvas es particularmente grande en la parte inferior de la cola, y esto se debe al gran número de trabajadores que no son elegibles para las jubilaciones en el sistema vigente a los 60 años de edad. En cambio, en el régimen de cuentas nocionales ningún trabajador termina con las manos vacías, dado que no existen requisitos de elegibilidades aparte de la edad.

**Figura 3: Distribución de los derechos pensionarios a los 60 años de edad (funciones de distribución acumuladas)**



<sup>8</sup> No presentamos valores de la fda por encima de cinco jubilaciones mínimas a fin de resaltar el desempeño de ambos sistemas en la cola inferior.

Notas: BD-CI es el sistema actual con un pilar de reparto de beneficio definido más un pilar de cuentas individuales.

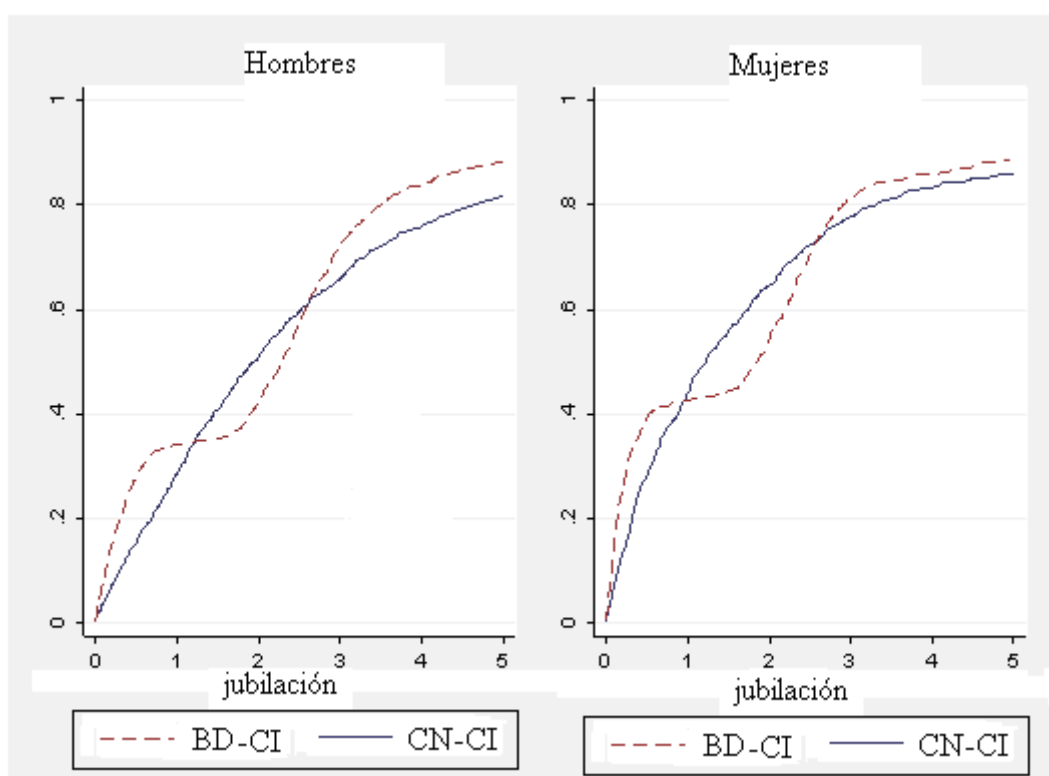
CN-CI es el sistema simulado de cuentas nocionales más cuentas individuales.

Las jubilaciones están expresadas en términos de cantidad de jubilaciones mínimas que recibe el trabajador.

Fuente: Cálculos de los autores en base a los registros de historia laboral.

El escenario es bastante distinto a los 65 años de edad (figura 4). Ya no se cumple que un sistema domine al otro, aunque sí es cierto que la proporción de trabajadores que recibirían jubilaciones muy bajas es menor en el plan que incluye las cuentas nocionales. La principal diferencia entre los derechos pensionarios a los 60 y a los 65 años de edad se observa en el sistema actualmente vigente, puesto que las condiciones de acceso a las jubilaciones son mucho menos rígidas a los 65 que a los 60 años de edad, por lo que muchos trabajadores que no son elegibles a los 60 sí lo son a los 65.

**Figura 4: Distribución de los derechos pensionarios a los 65 años de edad (fdas)**



Notas: BD-CI es el sistema actual con un pilar de reparto de beneficio definido más un pilar de cuentas individuales.

CN-CI es el sistema simulado de cuentas nocionales más cuentas individuales.

Las jubilaciones están expresadas en términos de cantidad de jubilaciones mínimas que recibe el trabajador.

Fuente: Cálculos de los autores en base a los registros de historia laboral.



En suma, el sistema de cuentas nocionales simulado ofrecería una mejor protección contra la pobreza en la vejez que el sistema uruguayo actual. Y esto es así a pesar de que este último incluye jubilaciones mínimas mientras que el primero no. Lo que ocurre es que en el sistema vigente la eficacia de la jubilación mínima se ve socavada por el requisito de años de servicio: los trabajadores de bajos ingresos necesitan la jubilación mínima, pero tienen pocas probabilidades de cumplir los años de cotización requeridos para acceder a ella.<sup>9</sup> De hecho, a la edad mínima de retiro, los trabajadores no tienen derecho a una jubilación si no han contribuido por lo menos 30 años.<sup>10</sup> En el sistema de cuentas nocionales simulado, no se incluyeron condiciones de años de cotización y, por lo tanto, los trabajadores pueden reclamar una jubilación apenas cumplen 60 años de edad.

¿Cuál sería el costo de estos dos planes de pensiones? (Las contribuciones son las mismas, por lo que podemos centrarnos únicamente en los gastos). El costo total de las jubilaciones sería 50 por ciento más alto en el sistema de cuentas nocionales, en relación al sistema actual, si todos los trabajadores que son elegibles para una jubilación a los 60 efectivamente la reclamaran a esa edad. Asimismo, costaría alrededor de 20 por ciento más si los trabajadores se jubilaran a los 65 años. ¿Significa esto que el sistema de cuentas nocionales simulado no sería sostenible? No, en absoluto. El componente de cuentas individuales es sostenible por la naturaleza y el componente de cuentas nocionales se construyó con una tasa interna de retorno igual a la tasa de crecimiento de largo plazo de la masa salarial, que es un indicador de la tasa media de retorno de un régimen de reparto. El sistema vigente es más barato simplemente porque provee prestaciones muy pequeñas a los trabajadores con historias de cotización cortas (como muchos de los trabajadores en la muestra de registros administrativos). Con el programa actual, los trabajadores con historias breves de contribución hacen un muy mal negocio con la seguridad social, y estos trabajadores son en su mayoría de bajos ingresos y de bajo nivel educativo.

Es importante notar que estamos suponiendo que las normas relativas a los derechos de

---

<sup>9</sup> Bernstein et al. (2006) presenta un argumento similar para el caso de la pensión mínima garantizada de Chile. Este fue uno de los motivos por los cuales se reformó el sistema en el año 2008.

<sup>10</sup> El sistema uruguayo actual es más rígido que el sistema chileno pre-reforma 2008, dado que en este último caso los trabajadores no podían acceder a una jubilación mínima si no habían contribuido durante al menos 20 años, pero sí podían reclamar una renta vitalicia de sus cuentas individuales. En el caso uruguayo, los trabajadores que no acumulan 30 años de contribución deben esperar hasta los 65 años de edad para poder reclamar esa prestación.

pensión se cumplen plenamente cuando la cohorte de 1995 reclame sus prestaciones, algo que actualmente no sucede. La carencia de registros de historia laboral completos ha llevado a que la administración de la seguridad social tenga que basarse en pruebas informales de las contribuciones, como la declaración de testigos, para calcular los derechos de pensión actuales. Por lo tanto, de acuerdo a nuestros resultados, la proporción de contribuyentes que hoy tiene acceso a la jubilación es mucho mayor que la que habría si se aplicasen estrictamente las normas.

## **5.2. Derechos pensionarios bajo un sistema de cuentas nocionales complementado con jubilación mínima.**

A pesar de que el sistema de cuentas nocionales proporciona una mejor protección a las personas con historias de cotización cortas que el sistema vigente de beneficio definido, muchos trabajadores recibirían prestaciones muy bajas. Más de un tercio de la cohorte de 1995 recibiría una jubilación por debajo de la jubilación mínima a los 65 años de edad con este sistema. ¿Cuál es el costo de complementar el sistema de cuentas nocionales con una jubilación mínima a los 65 años?

Calculamos el costo total de esta disposición como el dinero extra que el gobierno tiene que pagar para complementar todas las jubilaciones que están por debajo del mínimo, tomando como referencia la jubilación mínima vigente.<sup>11</sup> A diferencia del programa actual, en el que el mínimo se aplica sólo para el pilar de reparto, la jubilación mínima que añadimos en las cuentas nocionales simuladas suplementa a la suma de las prestaciones de ambos pilares. Por lo tanto, llevamos las prestaciones de todos los trabajadores que reciben una jubilación por debajo del mínimo exactamente a la jubilación mínima. Suponemos que no hay respuestas de comportamiento derivadas de la introducción de la jubilación mínima, a pesar de la distorsión de los incentivos que representa.

La introducción de la jubilación mínima implicaría un aumento del gasto del orden del 11

---

<sup>11</sup> En el programa vigente, la jubilación mínima varía con la edad de retiro y con la opción de los trabajadores de bajos ingresos de contribuir a los dos pilares o al pilar de reparto exclusivamente. Se utilizó para estos cálculos la jubilación mínima que recibiría en la actualidad un trabajador que se jubilara a los 60 años de edad y que haya contribuido a los dos pilares. En diciembre de 2008 esta pensión mínima es alrededor de U\$S 64 por mes, equivalente en torno al 14 por ciento del ingreso promedio per cápita del hogar.

por ciento, si todos los trabajadores se jubilasen a los 65 años. Esto tendría que ser financiado con fuentes distintas de las contribuciones sobre la nómina.

### **5.3. Derechos pensionarios bajo un sistema de cuentas nocionales complementado con contribuciones del gobierno (“cuota social”).**

Consideramos, asimismo, un régimen de cuentas nocionales complementado con contribuciones del gobierno en lugar de jubilaciones mínimas. Estas contribuciones son similares a la cuota social de México. A diferencia de las contribuciones pagadas por los empleadores en EE.UU. de los planes 401k, las contribuciones del gobierno que simulamos son planas, muy parecidas a las mexicanas.

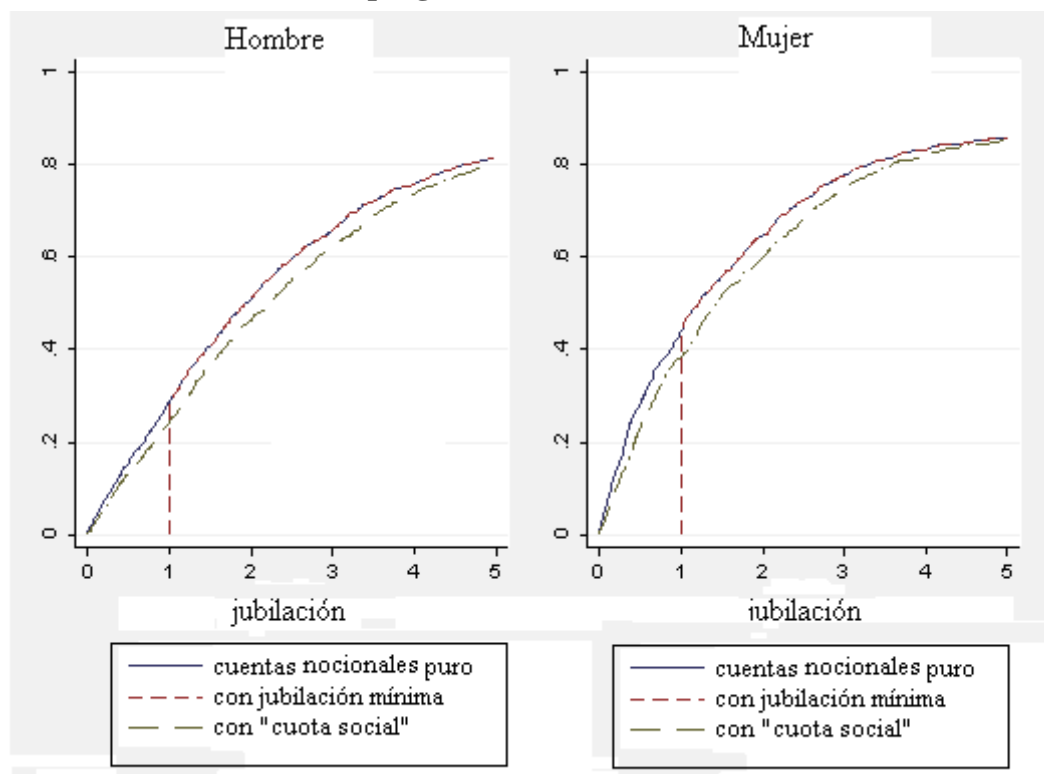
Para hacer comparables las dos opciones, cuentas nocionales más jubilación mínima y cuentas nocionales más contribuciones del gobierno, simulamos los dos programas con el mismo costo fiscal. De esta forma, podemos centrarnos únicamente en la distribución de los beneficios. Los detalles de este cálculo se explican en el anexo. A pesar de que las contribuciones del gobierno y los empleadores están diseñadas para proporcionar incentivos a los trabajadores a contribuir, asumimos en estas simulaciones que las contribuciones individuales se mantienen incambiadas. Este es un supuesto conservador, pero es probablemente un punto de partida sensato.

Las contribuciones simuladas son de US\$ 5,3 por mes, representando alrededor del 3 por ciento del salario mínimo. Como referencia, la cuota social de México es de 5,5 por ciento del salario mínimo, más un 0,35 por ciento del salario de los individuos. Así que nuestra contribución del gobierno es más bien pequeña (en relación al salario mínimo) en comparación con la cuota social de México.

En la Figura 5 presentamos las funciones de distribución acumulada de los derechos pensionarios a los 65 años de edad con los tres programas simulados: cuentas nocionales puras, complementadas con jubilaciones mínimas y complementadas con contribuciones del gobierno en forma de cuota social. En todos los casos se mantiene el segundo pilar de cuentas de ahorro individual. Las cuentas nocionales complementadas con una cuota social brindan jubilaciones más altas que las cuentas nocionales puras para todos los niveles de

pensiones, pero el impacto es más bien pequeño. En particular, la cuota social no tiene un gran impacto en las jubilaciones más bajas, por lo que no se ve como un mecanismo eficaz para aliviar la pobreza en la vejez. En cambio, la jubilación mínima garantiza que nadie caiga por debajo de cierto umbral, pero los trabajadores que se autofinancian jubilaciones por encima de este mínimo no se benefician en absoluto.

**Figura 5: Distribución de los derechos pensionarios a los 65 años de edad bajo tres variantes del programa con cuentas nocionales (fdas)**



Notas: Las jubilaciones están expresadas en términos de cantidad de jubilaciones mínimas que recibe el trabajador.

El pilar de cuentas individuales permanece incambiado en las tres simulaciones.

Fuente: Cálculos de los autores en base a los registros de historia laboral.

Las jubilaciones mínimas son más eficaces que las contribuciones del gobierno de suma fija para aliviar la pobreza, principalmente debido a una mayor focalización. La contrapartida es que las jubilaciones mínimas reducen los incentivos a contribuir, algo que no tuvimos en cuenta en nuestras simulaciones. Los efectos de los incentivos no obstante podrían ser particularmente importantes en los países en desarrollo en los que la capacidad de gestión y control de las administraciones de seguridad social es baja y la informalidad generalizada.

## **6. Equidad actuarial y protección social**

Hemos demostrado que un régimen de cuentas nocionales puede proporcionar una mejor protección social que un régimen de beneficio definido. Esto no implica por supuesto que las cuentas nocionales ofrecen una mejor protección social que los regímenes de beneficio definido en general, pero nuestros resultados muestran que en la práctica, incluso un sistema de cuentas nocionales puro podría superar a uno de beneficio definido, cuando los trabajadores de bajos ingresos tienen historias de contribución muy fragmentadas. Detrás de este resultado se encuentra la condición de período de cotización requerido para acceder a las prestaciones que está presente en el sistema de beneficio definido, pero no en el régimen de cuentas nocionales. Los trabajadores con historias de cotización cortas no pueden ser elegibles para una jubilación en un esquema de beneficio definido por lo que terminan sin recibir ningún beneficio.

¿Es ésta una característica intrínseca de los regímenes de beneficio definido en oposición a los sistemas de contribución definida? ¿O es sólo una característica del diseño del régimen vigente en Uruguay? La lectura de nuestros resultados sería diferente en cada caso. En el segundo caso, nuestros resultados mostrarían que el sistema uruguayo existente podría mejorarse con la introducción de cuentas nocionales, aunque probablemente también podría lograrse una mejora reformulando el régimen existente. No surgirían implicancias más generales de este análisis. En el primer caso, es decir, si los sistemas de beneficio definido necesitaran la condición de años de cotización que no es necesaria en los programas de cuentas nocionales, este último sistema podría tener una ventaja, en principio, sobre los sistemas de beneficio definido, cuando los trabajadores tienden a tener historias cortas de contribución.

Nuestra conjetura es que los sistemas de beneficio definido, a diferencia de los regímenes de contribución definida, necesitan imponer una condición de cotizaciones mínimas para acceder a las prestaciones, ya que tienden a ser fuertemente no actuariales. Sin esta condición, los incentivos a reclamar una jubilación con escasas o nulas cotizaciones serían demasiado altos, algo que impactaría negativamente la financiación del sistema. La mayoría de los programas públicos de beneficio definido suelen establecer condiciones de

elegibilidad relativamente laxas en sus primeros años, cuando la proporción de contribuyentes en relación a los beneficiarios es alta, pero estas condiciones suelen ser más exigentes a medida que los sistemas maduran y la relación de dependencia –relación entre el número de pasivos y activos en el sistema- aumenta. Si esta conjetura fuera correcta, nuestro hallazgo de que un sistema de cuentas nocionales puede ser más adecuado que uno de beneficio definido, en términos de protección social, podría ser más que una peculiaridad del sistema uruguayo.

En esta discusión, tenemos dos programas de pensiones con características específicas en las tres dimensiones que Lindbeck y Persson (2003) y Lindbeck (2006) utilizan para clasificar los programas de pensiones: (i) grado de financiación, (ii) equidad actuarial y (iii) parámetro de ajuste residual (contribuciones o beneficios).<sup>12</sup> Los dos programas considerados tienen un segundo pilar de ahorro individual obligatorio idéntico y un primer pilar de reparto que difieren en las dos últimas dimensiones. En el caso del programa vigente actualmente en Uruguay, su pilar de reparto es de beneficio definido y posee un grado limitado de equidad actuarial; mientras que el sistema simulado de cuentas nocionales se compone de un pilar de reparto de contribución definida y es prácticamente actuarialmente justo.<sup>13</sup>

A partir de estos conceptos, podemos reformular nuestro argumento en los siguientes términos: los sistemas de reparto maduros que enfrentan una situación financiera difícil tienden a imponer estrictos requisitos de elegibilidad, en lo que respecta a años de cotización, que socavan su capacidad de proporcionar protección social a los trabajadores con historias cortas de contribución. Los regímenes más actuariales no necesitan imponer esta condición y por lo tanto, no enfrentan este dilema. No es tanto el parámetro de ajuste residual -prestaciones o contribuciones- lo que importa para nuestro punto, sino las otras dos características: si los sistemas tienen un fondo de reserva y si son o no actuarialmente justos.

Lindbeck y Persson (2003) y Lindbeck (2003) nos recuerdan que existe un continuo de

---

<sup>12</sup> Diamond (2006) y Valdés-Prieto (2006) también utilizan una clasificación en tres dimensiones, aunque las dimensiones que sugieren son algo diferentes.

<sup>13</sup> Lindbeck (2006) sostiene que los regímenes de reparto no pueden ser plenamente "actuariales", porque la tasa interna de retorno en estos sistemas es inferior a la tasa de interés de mercado.

opciones para el diseño de planes de pensiones en las tres dimensiones. También se ha señalado que algunos regímenes de beneficio definido comparten muchas de las características de las cuentas nocionales, como el sistema francés y el alemán (Börsch-Supan, 2006) o el *fator previdenciário* de Brasil. Además, una fórmula de beneficio definido puede producir el mismo resultado que las cuentas nocionales si los parámetros son ajustados adecuadamente (Lindeman et al. 2006, p295). Por lo tanto, la frontera entre los diseños de estos dos regímenes no es tan clara en la práctica como parece ser en los modelos de referencia estilizados. De ello se deduce que los países pueden avanzar gradualmente y sólo parcialmente en una u otra dirección de acuerdo a sus necesidades y preferencias. Y esto es precisamente lo que algunos países de América Latina están haciendo.

Uruguay introdujo condiciones de elegibilidad muy duras en su programa de pensiones en la reforma de 1995. A las personas de entre 60 y 69 años de edad se les exigía un mínimo de 35 años de cotización para acceder a la jubilación común. Esta es una condición muy exigente para la población cubierta por este programa (Bucheli et al. 2008). Sólo a los 70 años de edad los trabajadores podían aspirar a una jubilación con 15 o más años de cotización. Era evidente que estos requisitos eran demasiado duros para las condiciones del mercado de trabajo local y, en los años siguientes, estos requisitos fueron aflojándose poco a poco. En 2001, se aprobó una ley que permite a los trabajadores reclamar una anualidad por el pilar de ahorro individual a los 65 años de edad, independientemente del número de años que hayan contribuido. Hasta ese momento, ambas prestaciones debían ser reclamados juntas. Esta es la razón por la que se observa en nuestras simulaciones que todos los individuos reciben una jubilación a los 65 años y no a los 60. Lo curioso es que muchos trabajadores de bajos ingresos que tienden a tener historias de cotización cortas sólo reciben una jubilación a los 65 años porque obtienen la renta vitalicia por su cuenta individual. El pilar de reparto (llamado en este programa "pilar solidario") no proporciona en la actualidad ningún beneficio a los 65 a los trabajadores que no logran acumular al menos 25 años de cotización. En 2008 las condiciones de elegibilidad se suavizaron: se redujo de 35 a 30 el número de años de aportes requeridos para acceder a la jubilación común y se redujo de 70 a 65 la edad mínima para acceder a la jubilación por edad avanzada. Pero esto implicó también una reducción en la tasa de reemplazo. Por lo tanto la vinculación del monto de las prestaciones a las historias de cotización fue un prerrequisito

para relajar las condiciones de elegibilidad de manera de mejorar la capacidad de protección social del sistema.

## **7. Comentarios finales**

Los resultados de este documento muestran que un régimen de cuentas nocionales puede proporcionar una mejor protección social que un régimen de beneficio definido, incluso sin jubilación mínima. En términos más generales, un movimiento hacia la equidad actuarial puede mejorar el bienestar de los trabajadores de bajos ingresos. El argumento es simple: los regímenes no actuariales a menudo requieren un período de contribución considerablemente largo para otorgar acceso a las prestaciones. De lo contrario, los incentivos a reclamar una jubilación con pocas contribuciones serían demasiado altos. Pero estos requisitos socavan la capacidad de protección social de estos programas, especialmente en entornos en los que los trabajadores de bajos ingresos tienen historias breves de cotizaciones. Al hacer los sistemas más actuariales, las cuentas nocionales pueden ayudar a superar el problema.

El sistema simulado que sustituye el pilar de beneficio definido por uno de cuentas nocionales costaría mucho más que el sistema uruguayo vigente, pero esto es solamente porque el sistema actual es muy "barato". La contrapartida es que muchos trabajadores reciben un trato muy malo de la seguridad social, dadas las densidades de cotización observadas en la actualidad. Asimismo, el sistema de cuentas nocionales simulado es sostenible por construcción.

Si bien el sistema de cuentas nocionales simulado brindaría una mejor protección social que el sistema actual, aun sigue dejando un gran número de trabajadores con prestaciones muy bajas. Por lo tanto, se estudió la posibilidad de complementar las cuentas nocionales puras con una jubilación mínima. Encontramos que la prestación de una jubilación mínima igual a la que el sistema tiene actualmente en el pilar de reparto supondría un aumento del gasto en el orden del 11 por ciento.

También se simuló un sistema de cuentas nocionales complementado con contribuciones del gobierno. Para hacer comparable esta opción con las cuentas nocionales con jubilación



mínima, la suma descontada de las contribuciones del gobierno se supuso igual al monto que el gobierno gastaría con la provisión de la jubilación mínima. Según nuestras simulaciones, las contribuciones del gobierno no son tan eficaces como las jubilaciones mínimas para aliviar la pobreza en la vejez, debido a la mala focalización. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que en estas simulaciones no se tuvieron en cuenta las respuestas de comportamiento a las jubilaciones mínimas ni a las contribuciones gubernamentales. Mientras se espera que la primera opción reduzca los incentivos a contribuir, la segunda los aumentaría. Por lo tanto, nuestros resultados sobre el dilema jubilación mínima *versus* contribuciones del gobierno debe ser visto sólo como una aproximación a los efectos directos.

Una extensión relativamente simple de este estudio sería la de calcular los derechos de pensión con un subsidio a las pensiones pequeñas en lugar de una jubilación mínima. La jubilación mínima impone un impuesto marginal implícito del cien por ciento a las cotizaciones cuando las pensiones financiadas son inferiores a la jubilación mínima. Se ha demostrado que esto distorsiona los incentivos de manera significativa (Boldrin et al. 1999; Jiménez y Sánchez, 2007; entre otros). El impuesto implícito se puede reducir eligiendo un subsidio que disminuye menos de lo que aumenta la parte autofinanciada de la jubilación a medida que las jubilaciones autofinanciadas aumentan (Valdés-Prieto, 2002, pp 56-58). Una disposición como esta se ha introducido en la reforma de 2008 en Chile (Berstein, 2007; Valdés-Prieto, 2007; Rofman et al 2008). Este tipo de disposiciones reduce las distorsiones de incentivos, pero a costa de la reducción de la focalización.

## **8. Anexo: Supuestos realizados en las simulaciones**

### **8.1. Supuestos generales**

En las simulaciones, tomamos una tasa de crecimiento anual del salario nominal promedio de 9,5 por ciento y una inflación de 8 por ciento, de modo que los salarios reales crecen en promedio 1,5 por ciento anual. Las jubilaciones, la jubilación mínima, los topes al salario asegurado y todos los umbrales establecidos en las normas de la seguridad social se encuentran indexados a los salarios nominales.

Asumimos que las cuentas de ahorro individuales tienen un rendimiento de 4 por ciento real anual, neto de comisiones. En promedio, las cuentas individuales otorgaron un interés real (neto de comisiones) de alrededor de 9 por ciento anual entre 1998 y 2009. Dado que el retorno de estas cuentas ha venido cayendo, como ocurrió en otros países que han introducido cuentas de ahorro individual donde inicialmente la rentabilidad es muy alta, elegimos en las simulaciones una cifra mucho menor y más consistente con el largo plazo.

La tasa interna de retorno de las cuentas nocionales simuladas es 2 por ciento anual. La tasa de retorno de los regímenes de reparto suele ser aproximada por la tasa de crecimiento de la masa salarial del país en el largo plazo. Según Naciones Unidas (2008, p 186), la masa salarial del Uruguay creció en términos reales un 30 por ciento entre 1986 y 2006, lo que representa alrededor de 1,3 por ciento anual. Probablemente, veinte años no sea suficiente para captar las tendencias de largo plazo, por lo que decidimos utilizar la tasa de crecimiento del PIB como indicador del crecimiento de la masa salarial, teniendo en cuenta el hecho de que las participaciones del trabajo y del capital en el valor agregado total permanecen aproximadamente constantes en el largo plazo (Kaldor, 1963, citado por Acemoglu, 2009, p 57). Utilizamos los datos del proyecto de Groningen para obtener el PIB real de Uruguay entre 1950 y 2008. En dicho período, la media geométrica de la tasa de crecimiento del PIB real es de 2,2 por ciento anual y la de la tendencia lineal de los logaritmos naturales del PIB es 1,8. La diferencia se debe a la inusualmente alta tasa de crecimiento del PIB en los últimos años, que tiene una mayor influencia en la media que en la tendencia. Con estas estimaciones alternativas, optamos por proyectar las cuentas nocionales con una tasa interna de retorno de 2 por ciento anual.

## **8.2. Contribuciones del gobierno a las cuentas nocionales**

Calculamos el costo fiscal total de proveer jubilaciones mínimas y distribuimos esta cantidad en un subsidio de monto fijo (indexado al salario nominal promedio), que se agrega a los aportes realizados a lo largo del ciclo de vida de los contribuyentes.

El costo fiscal esperado en el periodo  $T$  de proveer jubilaciones mínimas a todos los trabajadores de la cohorte que sobreviven hasta  $T$  ( $I_T$ ) es:

$$CostoJubMin = \sum_{i \in I_T} \sum_{t=T}^{110} \pi_{Tt}^i (jubm_t - jub_{it}) (1+R)^{T-t} d_{it} \quad ; \quad d_{it} = 1 \text{ si } jub_{it} < jubm_t; = 0 \text{ en}$$

otro caso.

Donde  $T$  es la edad de retiro,  $R$  es la tasa de interés nominal,  $\pi_{Tt}^i$  es la probabilidad de que el individuo  $i$  esté vivo en  $t$  dado que sobrevivió hasta  $T$ ,  $jubm_t$  es la jubilación mínima y  $jub_{it}$  es la jubilación autofinanciada por el individuo  $i$  en  $t$ .

Los recursos fiscales utilizados para proveer el subsidio fijo a las contribuciones ( $s_t$ ) son:

$$\sum_{i \in I_T} \sum_{t=0}^{T-1} c_{it} s_t (1+R_{CN})^{T-t} = CostoJubMin$$

Donde  $c_{it} = 1$  si el individuo  $i$  contribuye en  $t$  y  $0$  en otro caso, y  $R_{CN}$  es la tasa interna de retorno de las cuentas nocionales. Consideramos, entonces, que las contribuciones del gobierno sólo se registran en las cuentas nocionales de los trabajadores que sobreviven hasta  $T$ . En el mundo real, la administración de la seguridad social no puede hacer esto, porque la identidad de estos trabajadores es desconocida antes de  $T$ . Pero si asumimos que las cuentas de los trabajadores muertos se distribuyen proporcionalmente entre los sobrevivientes, el subsidio efectivamente pagado a cada trabajador que sobrevive es  $s_t$  tal cual está calculado en la expresión anterior.

Asumimos que los subsidios gubernamentales a las contribuciones crecen al mismo ritmo que el salario nominal promedio ( $\hat{w}$ ):

$$s_t = s_0 (1 + \hat{w})^t$$

Por lo tanto,

$$s_t = \frac{CostoJubMin (1 + \hat{w})^t}{\sum_i \sum_{t=0}^{T-1} \pi_{0t}^i c_{it} (1 + \hat{w})^t (1 + R_{CN})^{T-t}}$$

## Referencias

- Acemoglu, Daron. 2009. *Introduction to Modern Economic Growth*. Boston: MIT.
- Berstein, Solange, Guillermo Larraín, and Francisco Pino. 2006. Chilean Pension Reform: Coverage Facts and Policy Alternatives. *Economía*, 6(2), pp. 227-79.
- Barr, Nicholas. 2006. Conceptualization of Non-Financial Defined Contribution Systems. En: Robert Holzmann y Edward Palmer, eds. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.
- Berstein, Solange, Guillermo Larraín y Francisco Pino. 2006. Chilean Pension Reform: Coverage Facts and Policy Alternatives. *Economía* 6(2), pp. 227-279.
- Berstein, Solange 2007. El Sistema Chileno de Pensiones. Santiago: Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones, disponible en: [www.spensiones.cl](http://www.spensiones.cl)
- Bertranou, Fabio y Adriana Sánchez. 2003. Características y Determinantes de la Densidad de Aportes a la Seguridad Social en la Argentina 1994-2001. En: *Historias Laborales en la Seguridad Social*. Buenos Aires: Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social.
- Boldrin, Michele, Sergi Jiménez-Martín, y Franco Peracchi. 1999. Social Security and Retirement in Spain. En: Jonathan Gruber and David A. Wise eds., *Social Security and Retirement Around the World*. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Börsch-Supan. 2006. What Are NDC Systems? What Do They Bring to Reform Strategies? En: Robert Holzmann and Edward Palmer, eds. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.
- Bravo, David, Jere Behrman, Olivia Mitchell, y Petra Todd. 2006. Encuesta de Protección Social 2004. Presentación General y Principales Resultados. Santiago: Subsecretaría de Previsión Social, disponible en: <http://www.proteccionsocial.cl/documentos2004.htm>.
- Bucheli, Marisa; Alvaro Forteza y Ianina Rossi. 2008. Work history and the access to contributory pensions. The case of Uruguay. *Journal of Pension Economics and Finance*, publicado online <http://journals.cambridge.org/>
- Diamond, Peter, 2006. Conceptualization of Non-Financial Defined Contribution Systems. En: Robert Holzmann and Edward Palmer, eds. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.
- Farall, R., D. Aisenberg, M. Bourquin, E. Caviglia, F. Dabusti, S. Mychaszula, H. Pena, A. Sanmiguel y D. Zagaglia. 2003. Estudio sobre la Frecuencia de los Aportes en el SIJP. Una Primera Aproximación hacia las Historias Laborales. En *Historias Laborales en la Seguridad Social*. Buenos Aires: Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social.

Ferreira-Coimbra, Natalia y Alvaro Forteza. 2004. *Protección Social en Uruguay: Financiamiento, Cobertura y Desempeño, 1990–2002*. Santiago: International Labor Organization.

Forteza, Alvaro; Ignacio Apella; Eduardo Fajnzylber; Carlos Grushka; Ianina Rossi y Graciela Sanroman. 2009. Work Histories and Pension Entitlements in Argentina, Chile and Uruguay. SP Discussion Paper n°0926, World Bank.

Jiménez-Martín, Sergi y Alfonso R. Sánchez Martín. 2007. An Evaluation of the Life Cycle Effects of Minimum Pensions on Retirement Behavior. *Journal of Applied Econometrics*, 22(5), pp. 923-50.

Lagomarsino, Gabriel y Bibiana Lanzilotta. 2004. Densidad de Aportes a la Seguridad Social en Uruguay. Análisis de su Evolución y Determinantes a Partir de los Datos Registrales de Historia Laboral (1997–2003). Equipo de Representación de los Trabajadores en el BPS, Montevideo.

Lindbeck, Assar. 2006. Conceptualization of Non-Financial Defined Contribution Systems. En: Robert Holzmann and Edward Palmer, eda. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.

Lindbeck, Assar y Mats Persson. 2003. The Gains from Pension Reform. *Journal of Economic Literature*, XLI, pp. 74-112.

Lindeman, David; David Robalino y Michal Rutkowski. 2006. NDC Pension Schemes in Middle- and Low-Income Countries. En: Robert Holzmann and Edward Palmer, eds. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.

Palmer, Edward. 2006. What is NDC? En: Robert Holzmann and Edward Palmer, eds. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.

PNUD. 2008. Desarrollo humano en Uruguay 2008. Política, políticas y desarrollo humano. PNUD: Montevideo.

Rofman, Rafael, Eduardo Fajnzylber, y Germán Herrera. 2008. *Reforming the Pension Reforms: The Recent Initiatives and Actions on Pensions in Argentina and Chile*. World Bank.

The Conference Board and Groningen Growth and Development Centre, Total Economy Database, June 2009, <http://www.conference-board.org/economics/>

Valdés-Prieto, Salvador. 2002. Políticas y Mercados de Pensiones. Un Texto Universitario para América Latina. *Universidad Católica de Chile*, pp 936.

Valdés-Prieto, Salvador. 2006. Conceptualization of Non-Financial Defined Contribution Systems. En: Robert Holzmann and Edward Palmer, eds. *Pension Reform. Issues and Prospects for Non-Financial Defined Contribution (NDC) Schemes*. The World Bank.

Valdés-Prieto, Salvador. 2007. Pensión Solidaria: evaluación económica y política. Universidad Católica de Chile.